

# 我国城镇不同行业职工工资分配公平性测度<sup>\*</sup>

柏培文

**内容提要:**我国不同行业间工资差距问题越来越受到理论界关注,但在公平性测度上的研究存在不足。为此,本文依据市场效率原则、收益与风险对称原则以及社会公平原则,综合探讨我国城镇职工不同行业间工资分配公平性问题。研究结果表明:我国不同行业职工工资分配确实存在不公平现象,并且当前的不公平程度高于前十年;在不同行业之间,综合工资收益已经形成分层状态,水利、环境和公共设施管理业,公共管理和社会组织,科、教、文、卫业的职工工资综合收益处于高层次水平;而工业、批发、住宿、租赁、服务业的职工工资综合收益处于底层次水平,其他行业介于二者之间;行业工资差距对我国城镇职工收入总体基尼系数贡献达到 1/3。

**关键词:**城镇职工;工资分配;不同行业;公平性

**中图分类号:** C812      **文献标识码:** A      **文章编号:** 1002 - 4565 (2010) 03 - 0003 - 09

## Measuring the Fairness of the Wage Distribution of Urban Workers in Different Industries of China

Bai Peiwen

**Abstract:** Wage gap between different industries in China is increasingly concerned in the academic field, but there are few researches about fair measure. In this paper, based on the principal of market efficiency, symmetry principal of income and risk as well as principal of social equity, we study the fairness of the wage distribution about urban workers in different industries in China. The results show that there definitely exists unfair phenomenon in China's wage distribution, and the unfair degree is higher than the past decade. Integrated wage gain between different industries has been the hierarchical formation. In some industries such as water, environment and public facilities management, public administration and social organization, science, education, culture, health sector, wages are very high and in the industries like manufacturing, wholesale, accommodation, leasing, service sector wages at very low. Wage gap between sectors has contributed 1/3 to the Gini coefficient of Chinese urban workers' total income.

**Key words:** Urban Workers; Wage Distribution; Different Industries; Fairness

### 一、引言

自 1990 年以来,我国不同行业工资差距不断扩大,现已高于许多西方国家。我国行业工资差距不断扩大一方面体现了市场经济运行的结果,具有一定合理性,另一方面也反映了我国市场经济不成熟、存在严重市场分割,导致新的分配不公。因此,行业间工资差距问题越来越受到我国理论界关注。

从现有研究文献看,对我国行业间工资差距的研究主要集中在 3 个方面:行业工资差距状况、行业工资差距原因、行业工资差距公平测度。

### (一) 行业间工资差距状况的研究

王美艳、蔡日方 (2005) 认为,1978 - 1988 年间行业工资差距呈下降趋势,1988 年以后开始呈上升趋势,其中 1993 年到 2002 年行业工资差距的贡献具有先下降后上升的特点。钟春平 (2004)<sup>[1]</sup> 的结论与其类似,认为在 1978 - 2002 年我国 16 个行业的工资差距在震荡中扩大。在行业工资高低排名

<sup>\*</sup> 本文获福建省社会科学规划办公室 (项目编号: 2008BD43) 资助。

上,信卫平(2004)<sup>[2]</sup>和金玉国(2004)<sup>[3]</sup>的研究表明,自1993年以后,金融、电信等垄断行业和新兴行业位次前移,竞争性程度较大的行业,如制造业、零售业等位次居尾。还有研究者考察行业间工资差距的特点,陈菲(2003)在分析第三产业内部的行业收入差距时,发现垄断行业与竞争激烈行业之间职工的收入差距过大、新兴行业与传统行业之间职工的收入差距较大、知识密集型行业与劳动密集型行业之间职工的收入差距逐渐扩大、采用半市场和非市场分配方式行业与采用市场分配方式行业之间职工的收入差距逐渐拉大。郭茜(2003)选择北京市丰台区为代表,发现垄断行业收入明显高于其他行业、行业间的工资收入差距明显大于行业内部收入差距。

### (二)行业间工资差距原因探讨

大量的国外研究文献认为,即使控制了工人和工作特征,行业之间也存在持续的工资差异(Katz 1987; Dickena and Katz 1987; Krueger and Summers 1987, 1988)。对此解释有两种:一是不同行业工人能力特征并没有在计量上被完全体现,而不同行业工人能力特征差异是客观存在的,许多研究文献表明个人特征是按区间分布的,例如, Dickens and Katz (1987)发现不同行业平均教育水平有差别, Blackburn and Neumark (1992)<sup>[4]</sup>发现一些行业是根据测试分数来挑选人员。另一种解释是行业间确实存在工资价格差异,其原因或者是因垄断而分享租金,或者效率工资使然,例如, Mincer and Higuchi (1988)<sup>[5]</sup>发现日本和美国的行业间在任职期限和工作经验上的工资收益存在差别, Freeman and Medoff (1984)发现在工会组织和非工会组织之间存在任职期限和工作经验的工资收益差别等。

我国学者在研究我国不同行业间工资差异的原因时,主要从以下几个方面解释:一是运用效率工资理论解释行业间存在的工资差异问题(蔡日方, 1996);二是根据不同行业的经济技术特征、就业付出的先期成本以及专业进入门槛来分析不同行业职工工资差距(朱世宏, 1998<sup>[6]</sup>;钟春平, 2004);三是从企业盈利能力分析不同行业工资差距(John Knight and Li Shi, 2005<sup>[7]</sup>;罗楚亮、李实, 2007<sup>[8]</sup>);四是认为垄断是行业之间职工工资存在差距的原因,这也是众多研究者最为关注的问题(金玉国等, 2005;刘笑平、雷定安, 1998<sup>[9]</sup>;王美艳, 2005<sup>[10]</sup>;罗楚亮、李实, 2007)。

### (三)行业工资差距公平性研究

研究者在判断我国行业间工资差距公平性上,大部分采用单一因素评判行业工资差距,很少建立系统的评判体系。主要从以下几个方面进行:一是采用分配结果公平观加以判断,根据工资的极值比、标准差、基尼系数、泰尔指数等的大小来判断,其中基尼系数运用最为广泛;二是以分配规则公平来评判,大都基于行业、行政垄断现象加以评判;三是通过建立评判模型测定行业合理收入差距,例如荀关玉(2005)<sup>[11]</sup>建立一个行业合理收入差距的评判模型,将行业劳动者的平均受教育年限、人均劳动强度、劳动复杂程度、劳动环境以及行业的垄断程度作为变量,把政府发展经济的意愿和能力因素作为虚拟变量,对国家统计局划分的16个行业的合理收入差距进行测算。姚芳等(2004)<sup>[12]</sup>借助模糊数学和层次分析法建立行业劳动综合评价模型,并以此确定3个行业间工资合理比例关系。

在以上3个方面,前两个问题的研究较为充分,但第三个问题的研究尚存在不足,例如,学者们大都从分配结果公平出发,较少从效率角度进行研究,采用的基尼系数等指标多数是描述总体,而鲜见纯粹分析行业之间的;一些评价模型以及采用的数据带有很大主观性和模糊性,说服力不强。因此,还需要进一步探讨和完善。本文试图将市场的效率与社会公平原则结合起来,并借助模型来探讨我国不同行业当前城镇职工工资分配公平性问题,以期填补部分不足。

## 二、理论模型与研究思路

研究我国不同行业城镇职工工资分配公平性问题,如果单纯比较绝对工资高低是没有意义的,也是不公平的。在市场制度里,个人按照他对社会或他人福利的贡献而获取收入,在竞争性市场中,个人边际生产力衡量他对其他人的福利贡献,个人从市场中获得收入相应于他的边际生产率(杨春学, 2009)<sup>[13]</sup>,这既是市场效率的体现,也是道德上的公平。除此之外,个人的收入还受到市场不确定(或运气)和初始禀赋的影响,市场不确定意味着市场存在风险,合理的安排应是收益与风险对称,即高收益高风险、低收益低风险,以弥补创造者、探索者承担风险的损失;初始禀赋(如家庭背景、继承财产、身体特征)带来的收入虽然有一定合理性,但从罗尔斯的“无知之幕”实验来看,由于每个人都会担心

自己未来处于不利地位,人们能够接受的不均等程度,实际上小于竞争性要素市场产生的不均等(杨春学,2009),一个合理的制度应当是降低纯粹市场带来的收入不平等,而不是维持、甚至扩大纯粹市场形成的不均等。因此,收入分配应当是市场效率与社会公平的结合,二者有着内在统一的关系。鉴于上述认识,本文将从三个方面探讨城镇职工不同行业间工资分配公平性问题:一是依据市场原则,基于个人工资相应于其边际生产力,考察不同行业职工获得的工资是否公平;二是依据收益与风险对称原则判断不同行业工资是否公平;三是基于社会公平角度探讨不同行业职工工资获得是否公平。对于第一个问题,可以从生产函数出发,进行分析和判断;对于第二个问题可以使用基尼系数分解方法来分析判断;对于第三个问题可以在第一个问题研究基础上拓展研究。下面将有关理论模型和研究思路进行说明。

### (一)基于 CD 生产函数的不同行业的职工边际产出与工资所得的公平性判断

假定一个  $i$  行业的生产满足柯布-道格拉斯生产函数,即

$$Y_{ij} = A_i K_{ij}^{\alpha} L_{ij}^{\beta} \quad (1)$$

其中  $j$  表示  $i$  行业的生产单位,  $Y_{ij}$  为单位的产值,  $K_{ij}$  为单位投入的物质资本,  $L_{ij}$  为单位投入的原始劳动力数量,  $\alpha$ 、 $\beta$  分别表示  $i$  行业的资本和劳动力的产出弹性。在满足利润最大化的条件下,  $j$  单位的劳动力边际产出为  $MP_{L_{ij}} = \beta Y_{ij} / L_{ij}$ 。对于整个行业来说,可以采用如下公式测算行业的劳动力边际产出,  $MP_{L_i} = \beta Y_i / L_i$  (王争、史晋川, 2008), 其中  $Y_i = \sum Y_{ij}$ ,  $L_i = \sum L_{ij}$ , 显然行业的合理工资水平应等于  $MP_{L_i}$ 。假定行业的实际人均工资为  $w_i$ , 那么行业劳动要素占有分配份额为  $\frac{L_i w_i}{Y_i} =$ , 显然,  $\frac{w_i}{MP_{L_i}}$

$=1$ 。如此, 行业的实际人均工资与原始劳动力边际产出之比, 等价于行业劳动要素占有的份额与劳动的产出弹性之比。当比值大于 1 时, 意味着工资获得超过边际产出, 反之, 意味着工资获得低于边际产出。这两种情形都表明职工产出贡献与工资所得之间不合理。

由于不同行业、不同单位之间的个体劳动力质量存在差异, 因此, 采用人力资本调整方法可以得到

调整后的同质劳动力数量, 假定调整后同质劳动产出弹性为  $\beta_i$ , 容易得到行业的个体劳动者实际人均工资与其劳动力边际产出的比值  $= \frac{w_i}{MP_{L_i}}$ 。

进一步考虑行业存在垄断竞争问题。一个行业垄断性越强, 其销售价格就越高高于竞争市场上的价格水平。为此, 假定  $i$  行业生产函数为  $Y_{ij} = \frac{p_{ij}}{p_0} A_i K_{ij}^{\alpha} L_{ij}^{\beta}$ , 进一步有

$$\frac{p_0}{p_{ij}} Y_{ij} = A_i K_{ij}^{\alpha} L_{ij}^{\beta} \quad (2)$$

其中,  $p_{ij}$ 、 $p_0$  分别表示为  $i$  行业  $j$  单位价格水平和完全竞争市场上价格水平。对于整个行业, 可以用如下公式计算:  $i$  行业原始劳动力边际产出  $MP_{L_i}^M = \beta_i \frac{p_0}{p_i} \frac{Y_i}{L_i}$ , 故有  $\frac{w_i}{MP_{L_i}^M} = B / (\beta_i \frac{p_0}{p_i})$ 。同样, 如果考虑不同行业、单位间劳动力质量差异后, 得到行业的原始个体劳动力的实际人均工资与其边际产出的比值为  $B / (\beta_i \frac{p_0}{p_i})$ 。

为了更全面反映不同行业劳动产出贡献与工资的关系, 现在从工资增长动态变化来考虑。根据劳动产出弹性和劳动力增长量, 可以测算出  $t$  年  $i$  行业的劳动要素增长对产出增长的贡献程度为  $\beta_i \frac{L_{it} - L_{it-1}}{L_{it-1}}$  (或  $\beta_i \frac{H_{it} - H_{it-1}}{H_{it-1}}$ ), 而行业的工资总额增长率为  $\frac{L_{it} w_{it} - L_{it-1} w_{it-1}}{L_{it-1} w_{it-1}}$ , 假定在合理的情况下, 工资总额增长率应与劳动要素增长对产出增长率的贡献一致。二者比较就可以判断行业工资增长速度是否公平。当考虑行业存在不同垄断时, 结果一样。

### (二)基于收益风险对称原则的公平性判断

一般说来, 对于一个完备的市场, 收益与风险是对称的, 即高收益高风险、低收益低风险。Abowd and Ashenfelter (1981) 运用 PSD 的个人数据发现, 美国面临较高失业风险的工人实际上也获得更高的

假定经人力资本调整后的行业同质总劳动力量为  $H_i$ , 则调整后的行业同质劳动的边际产出  $MP_{H_i} = \beta_i \frac{Y_i}{H_i}$ , 进一步有原始人体劳动力边际产出  $MP_{L_i} \frac{H_i}{L_i} = \beta_i \frac{Y_i}{L_i}$ , 故  $w_i / (MP_{H_i} \frac{H_i}{L_i}) = \frac{B}{\beta_i}$ 。这就得到, 考虑劳动力质量差异后的行业的原始个体劳动力实际人均工资与其边际产出的比值。

工资。我国不同行业的职工存在明显的失业率差别,这意味着不同行业的从业人员面临不同的风险。因此,如果将上述测算的不同行业工资与劳动产出之比与行业失业风险进行比较,可以进一步考察是否违背收益与风险对称原则。

### (三)行业工资差距的基尼系数贡献

基尼系数是判断收入分配结果是否公平的一个常用衡量指标。下面来考察因行业的工资差距而形成的对总体基尼系数的贡献。Mangahas (1975)未加证明给出总体基尼系数分解式,将总体的基尼系数分解成组内不平等和组间不平等,程永宏 (2008)<sup>[14]</sup>通过重新定义组间不平等概念,将总体的基尼系数分解成组内不平等和组间不平等,即总体的基尼系数  $G = G_A + G_B$ ,其中  $G_A$  代表组内不平等,计算公式为  $G_A = \sum_{k=1}^m k G_k$ , ( $m$  是总体的分组数,  $k$  表示第  $k$  组的收入所占的比重,  $G_k$  表示第  $k$  组的基尼系数);  $G_B$  表示组间不平等 (它是所有分组“两两之间 相对不平等的加权和,权系数是相应的两组合并后在总体中的人口份额与收入份额之积)。因此,通过对总体分组的方法运用基尼系数分解式可以测算出因行业工资差距对基尼系数的贡献。

进一步地,考察行业工资收入不平等对对社会福利的影响。根据 Sen (1973)、Blackorby and Donaldson (1978)<sup>[15]</sup>、程永宏 (2008)等研究,基尼系数  $G$  恰好反映了一定总收入  $Y$  在不平等分配情况下比平等分配情况下所造成的社会福利损失的比例,用公式表示为  $G = (N\mu - N) / N\mu$ ,其中  $N$  表示总体的人口,  $\mu$  表示总收入  $Y$  在总人口  $N$  中的平均收入;  $N$  表示另一总收入为  $N$  的平均分配收入,且平均分配时的社会福利与总收入  $Y$  在不平等分配情况下的社会福利相等。显然社会福利损失的绝对量  $L = N\mu - N = YG$ 。通过此公式可以判断不同行业工资差距造成社会福利的损失状况。

## 三、指标数据处理方法

为了考察我国城镇不同行业的职工工资分配公平性程度,选取 2006 年不同行业不同省份的职工工资作为研究对象,为了与历史进行比较,也顺便考察 1997 年不同行业不同省份的职工工资,二者正好是一个十年的起止。所有的数据均取自相关年份的《中国统计年鉴》、各省份《统计年鉴》和《中国劳动统计年鉴》。在研究中,以各行业的各省份作为样

本单位,其中 2006 年收集到 17 个主要行业 (因不同指标统计口径差异,采矿、制造和电力等合并为工业行业) 23 个省份资料,样本总量为 391; 1997 年收集到 13 个主要行业 (采矿、制造和电力等合并为工业行业) 31 个省份资料,样本总量为 403。下面对有关指标的计算进行说明。

### (一)职工工资

根据《中国统计年鉴》的资料,可以获得 2006 年和 1997 年分行业各省份的职工平均工资。

### (二)产值

不同行业不同省份的产值采用《统计年鉴》公布的国内生产总值来表示。1997 年的数据可以直接从 1998 年的《中国统计年鉴》上获取,2006 年的数据因 2007 年《中国统计年鉴》的资料缺失,只能从各省份的《统计年鉴》获取,剔除部分省份行业资料缺失,共计获得 23 个省份资料。

### (三)物质资本存量

目前测算资本存量普遍的做法是采用 Goldsmith (1953)创立的永续盘存法,其公式为  $K_t = I_t + (1 - \delta_t) K_{t-1}$ ,其中  $I_t$  代表当年新增资本,  $K_t$  表示当年的资本存量,  $\delta_t$  表示折旧率。对于各省份在不同行业的当年新增资本,采用全社会固定资产投资进行估算 (如王小鲁, 2000, 王小鲁、樊刚等, 2009)。对于基年的物质资本存量估计,有一种通用方法 (Hall and Jones, 1999),即用基年的固定资产投资与其后 10 年投资增长几何平均数加上折旧率之和的比值,根据这一思路,参照 Young (2000)、张军 (2004)的做法,用基年的固定资产投资除以 10% 来估算基年的资本存量。由于《中国统计年鉴》在 2003 年对行业的划分标准出现调整,考虑到数据的可得性,在计算 1997 年的物质资本存量时,以 1993 年的作为基年;在计算 2006 年的物质资本存量时,以 2003 年作为基年。至于折旧率,选择 5% 作为标准 (如: Perkins, 1998; 胡永泰, 1998; 王小鲁, 2000; Wang and Yao, 2001)。在计算过程中,还根据《中国统计年鉴》中公布的 1990 年以来的固定资产投资价格指数对各年新增投资进行平减调整。

### (四)劳动力人数

1997 年不同行业不同省份的劳动力就业人数

在数据测算中,厦门大学经济学院国贸系孙月玲等同学参与了有关指标测算,作者深表感谢。

可以从《中国统计年鉴》上获取。2006年不同行业不同省份的就业人数因《中国统计年鉴》的缺失,采用如下处理方法:一、少部分省份《统计年鉴》提供了不同行业的就业人数,可直接从该年鉴中获取;二、大部分没有提供不同行业的就业人数的省份采用如下估算方法。即 2006年某省份某行业就业人数 = [2006年该省份就业总人数 / 2001年该省份就业总人数 - 2006年该省份职工人数 / 2001年该省份职工人数 + 1] × 2006年该省份该行业职工人数 × 2001年该省份该(或相关)行业就业人数与职工人数的比例。之所以选择 2001 年作为参照系是因为在《中国统计年鉴》上只公布到 2001 年的分行业各省就业人数,而此后年份就再没有公布。

#### (五)人力资本调整后同质劳动力数量

不同行业不同省份劳动力的人力资本存在差别,例如教育年限、年龄、工作时间、性别等存在差别。为了将异质劳动力数量转化为人力资本调整后同质的劳动力数量,可以采用两种方法:一种思路是认为一个行业工人工资取决于该行业的人力资本特征和制度因素,然后运用回归模型和 Blinder (1973)和 Oaxaca (1973)的分解方法,以参照系行业的人力资本特征的回归系数为标准,测算其他行业的同质劳动力数量。第二种方法是效法 Mandelbrot (1962)、Rosen (1983)、Heckman and Scheinkman (1987)、Robert Gibbons et al, (2005)<sup>[16]</sup>的不同行业技能特征指数方法来估计,这正是本文采用的方法,思路如下:参照 mincer(1957)方程,建立如下方程  $\ln W = \beta_1 X + \beta_2 Y + \dots$ , 向量  $W$  表示不同行业省份职工工资,向量  $X$ 、 $Y$  分别代表不同行业省份城镇职工人力资本特征变量和控制变量,其中人力资本特征变量主要有不同行业省份职工平均教育年限、平均工作经验(平均年龄 - 平均教育年限)、平均工作经验平方、男性性别比例等,控制变量包括所在地区(东部、中部)和所属行业;向量  $\beta_1$ 、 $\beta_2$  分别表示相应的回归系数。其中  $\beta_1 X$  反映了劳动力人力资本特征对工资对数的贡献,因此可以用来反映不同行业省份单个原始劳动力的质量相对水平。选择 0 行业 0 省份为参照系,假设 0 行业 0 省份劳动力数量对数为  $\ln L_{00}$ ,其人力资本特征向量为  $X_{00}$ ,  $i$  行业  $j$  省份原始劳动力数量对数为  $\ln L_{ij}$ ,其人力资本特征向量为  $X_{ij}$ ,则转化为与 0 行业 0 省份具有同质的劳动力数量对数为  $\ln L_{ij} + \beta_1 (X_{ij} - X_{00})$ 。本文在估计 2006

年不同行业省份同质劳动力数量时,选择青海省租赁行业作为参照基准(因为其  $\beta_1 X$  最小)。1997 年因为缺失数据,没有进行测算。

#### (六)人力资本特征数据

在计算人力资本调整后同质劳动力数量时,需要人力资本特征数据,即需要不同行业省份的城镇职工的平均教育年限、年龄、男性性别比例的数据。但是从《中国统计年鉴》及各省份《统计年鉴》通常只能获得整个省份或全国分行业的数据。受万广华、张茵(2008)把对数正态分布函数与非参数调整法结合起来、有效地将分组数据转化成微观个体数据的启发,我们将不同省份和全国分行业的数据结合起来就可以将原来有关指标数据转化成不同行业不同省份的数据。具体做法是:在估计  $i$  行业  $j$  省份教育年限时,先根据《中国劳动统计年鉴》的资料计算每个省份和全国每个行业的人均教育年限(在计算过程中,未上过学的教育年限记为 0,小学记为 6,初中记为 9,高中记为 12,大专记为 14,大学记为 16,研究生记为 19),然后按以下公式计算: $i$  行业  $j$  省份职工教育年限 =  $i$  行业人均教育年限 ×  $j$  省份人均教育年限 - 各省人均教育年限的均值。虽然上述做法难以准确反映真实数据,但能大体估计不同行业省份的教育水平相对高低。对于不同行业省份就业人员男性性别比例、平均年龄采用同样计算方法。在本文里,由于 1997 年缺失全国分行业数据,因此只计算了 2006 年的人力资本特征数据。

#### (七)不同行业省份产出价格与竞争价格比

测算不同行业省份销售价格与完全竞争价格比

注意:在《统计年鉴》中“行业职工人数”与“行业就业人数”是两个不同内涵的概念,“行业职工人数”主要是指城镇职工,而“行业就业人数”指整个行业的所有劳动者。而《统计年鉴》中提供的国内生产总值、固定资产投资都是指一个省份整个行业的,因此在构建生产函数中劳动力数量应选择整个行业就业人数。但我们可以将其估计出的劳动产出弹性来衡量城镇职工的劳动产出弹性。

这种差异形成除了自然和制度原因外,还有市场原因:即不同特征人力资本在不同行业和省份具有比较优势,进而形成不同行业和省份选择,例如一个工人在建筑业的效率要高于其在银行业的工作效率。其结果是一个行业或一个省的工人工资方差要小于整体的方差(Robert Gibbons et al, 2005),本文的样本数据的检验结果也可以证实这一点。

在计算平均年龄时,以各省份老年人口抚养比来反映不同省份平均年龄高低的相对水平,因为老年人口抚养比高的省份,通常平均年龄也较高。

的理想方法是采用销售价格与生产成本比来衡量,但由于资料获取困难,可以使用我国不同行业省份垄断程度(介于0~100%之间)乘上系数来表示销售价格与竞争价格比的对数,因为行业垄断越强,产出价格与竞争价格比就越高。表示垄断程度有多种衡量指标,按大部分学者的做法,用本省本行业的国有单位职工人数占本省本行业全部职工人数的比重来代表(如金玉国,2005;王军、张蕴萍,2005)。在2006年,只有分省或全国分行业的国有单位职工人数占全部职工人数的比重,采用上述的“人力资本特征数据”的处理方法,计算各行业各省份国有单位职工人数占本省本行业全部职工人数的比重。

#### (八)行业失业率

为了反映不同行业的失业率,以《中国劳动统计年鉴》中年龄在35-39岁一组(该组人员比例最大)的不同行业失业率构成比例和城镇单位就业人员行业人口构成比例进行测算。采用如下公式计算行业的失业率:某行业失业率=(该行业失业率构成比例×城镇总体失业率)÷[(1-城镇总体失业率)×城镇单位就业人员行业人口构成比例]。在本文里,由于1997年数据缺失,只计算了2006年的数据。

### 四、数据处理结果

本部分将根据前述理论模型、研究思路和指标数据测算进行处理。

#### (一)基于生产函数的不同行业的职工边际产出与工资所得的公平性判断

##### 1. 2006年不同行业估计。

2006年有17个主要行业,每个行业的样本容量为23个,为了提高回归分析显著性水平和估计效果,有必要对行业进行调整和筛选。农林牧渔业(第一产业)的就业人员主体是农村人口,以其估计往往会产生较大偏差;房地产是社会固定资产投资高度密集性行业,而金融业是社会固定资产投资低密度的产业,这两种极端投资模式会存在不满足柯布-道格拉斯生产函数的问题。因此,在分析中不考虑农林牧渔业、房地产和金融业。同时根据行业性质和类别,将科学研究、技术服务和地质勘察业,教育业,卫生、社会保障和社会福利业,以及文化、体育和娱乐业等事业性行业归为一类进行分析,样本容量变为92;将批发和零售业,住宿和餐饮业,租赁和商务服务业,以及居民服务和其他服务业等竞争性

服务性行业归为一类进行分析,样本容量变为92。在行业调整和分类基础上,分别对生产函数(1)、(2)两边取对数进行回归,同时分别考虑投入的劳动为原始劳动力数量和经人力资本调整的同质化劳动力数量两种情形(其回归结果报告从略)。这样就可以得到四种不同情况下的劳动产出弹性 $\alpha_i^H$ 、 $\alpha_i^M$ 和 $\alpha_i^{HM}$ 的估计值,然后算出不同行业的劳动要素的实际份额 $B_i$ ,进一步可以得到四种不同情况下不同行业的职工人均工资与其边际产出的比值,其结果参见表1。从中可以发现如下特征:当不考虑不同行业垄断对产值产生影响时,建筑业、水利、环境和公共设施业,批发、住宿、租赁和服务业职工的工资高于其边际生产力,而工业、交通、仓储和邮政业,信息、计算机和软件业,公共管理和社会组织,科、教、文、卫业的职工的工资低于其边际生产力,并且采用原始劳动力和人力资本调整后劳动力两种计算方法结果的存在偏差。当考虑不同行业垄断程度对行业价格产生影响,同时考虑人力资本调整后的情况下,可以发现:工业职工工资只有其边际生产力一半;信息、计算机和软件业职工工资与其边际生产力基本相等;批发、住宿、租赁、服务业工资是其边际生产力1.5倍左右;建筑业、交通、仓储和邮政业在2倍左右;公共管理和社会组织,科、教、文、卫业在3倍左右,水利、环境和公共设施高达12倍左右。这表明不同行业间职工工资与其贡献之比缺乏公平性。

进一步考察不同行业工资总额增长与劳动产出贡献比较。在此,只列出同时考虑人力资本调整后劳动力以及存在垄断的情况的结果(其他3组合情形的结果基本一致,在计算中假定行业2005年与2006年的人力资本特征一致),结果见表2。信息、计算机和软件业,公共管理和社会组织,批发、住宿、租赁、服务业,科、教、文、卫业工资总额增长与劳动贡献偏离较大,而工业、建筑业、交通、仓储和邮政业偏离较小。

需要指出的是,在对生产函数(2)式进行回归前,还需要一定技术处理,先将所有行业省份的样本全部放在一起,考虑存在垄断竞争情况,建立方程 $Y_{ij} = \frac{P_{ij}}{P_0} A K_{ij} L_{ij} = \exp(M_{ij}) A K_{ij} L_{ij}$ ,其中 $M_{ij}$ 表示不同行业省份的垄断程度, $\frac{P_{ij}}{P_0}$ 为垄断程度与销售价格与竞争价格比的对数的系数。两边取对数并进行回归,然后用 $\ln Y_{ij} - \ln M_{ij}$ 估计生产函数(2)左边数的对数值,再进行回归。

表 1 四种情况下劳动力 (人力资本调整后劳动力) 产出弹性以及职工人均工资与其边际产出的比值								
指标	工业	建筑业	交通、仓储和邮政	信息、计算机和软件	水利、环境和公共设施	公共管理和社会组织	批发、住宿、租赁、服务	科、教、文、卫
$B$	0.212	0.636	0.388	0.321	0.524	0.385	0.330	0.408
$\quad \quad \quad i$	0.567	0.458	0.500	0.598	0.384	0.741	0.216	0.595
$\quad \quad \quad H$	0.626	0.494	0.527	0.676	0.349	0.739	0.287	0.671
$B / \quad \quad i$	0.374	1.389	0.776	0.537	1.365	0.520	1.530	0.686
$B / \quad \quad H$	0.339	1.288	0.736	0.475	1.502	0.521	1.151	0.609
$\quad \quad \quad M$	0.669	0.488	0.515	0.682	0.197	0.620	0.704	0.546
$\quad \quad \quad HM$	0.685	0.534	0.621	0.776	0.209	0.799	0.444	0.684
$B / ( \quad \quad \quad M \frac{P_0}{P_i} )$	0.492	2.120	2.742	1.131	13.413	3.805	0.980	4.090
$B / ( \quad \quad \quad HM \frac{P_0}{P_i} )$	0.480	1.937	2.274	0.994	12.643	2.953	1.553	3.265

表 2 不同行业工资总额增长与其劳动产出增长贡献的偏离度								
指标	工业	建筑业	交通、仓储和邮政	信息、计算机和软件	水利、环境和公共设施	公共管理和社会组织	批发、住宿、租赁、服务	科、教、文、卫
劳动增长率 ( $\frac{H_{it}-H_{it-1}}{H_{it-1}}$ )	0.046	0.065	- 0.001	0.070	0.031	0.018	0.000	0.019
劳动产出增长贡献 ( $\frac{HM}{i} \frac{H_{it}-H_{it-1}}{H_{it-1}}$ )	0.032	0.035	- 0.001	0.054	0.006	0.014	0.000	0.013
工资总额增长率	0.190	0.219	0.152	0.369	0.248	0.323	0.333	0.325
增长偏离度 ( - )	0.158	0.184	0.153	0.315	0.242	0.309	0.333	0.312

综合表 1、2 来看,公共管理和社会组织、科、教、文、卫业职工工资与职工产出相比偏高,而工业偏低,其他行业介于期间。

2. 1997 年不同行业的估计以及与 2006 年的状况比较。

为了提高回归显著性水平,根据行业性质和类别对 1997 年 13 个行业进行调整组合:工业、建筑业归为一类;批发餐饮、社会服务业归为一类;卫生体育、地质勘探、科学研究、教育归为一类,不考虑农林牧渔业、房地产和金融业。在估计 1997 年时,由于缺少人力资本特征有关数据,因此只考虑原始劳动力的情况。当把行业垄断程度因素考虑进去时,发现行业垄断程度对产值没有影响(其回归结果报告从略),究其原因是因为当时不同垄断行业组织并没有完全定价权,价格主要还是由政府控制。因此,

只需考虑原始劳动力和无垄断的组合情况,有关计算结果见表 3(其中不同行业的回归结果报告从略)。从中可以看到,卫生、体育、地质勘探、科学研究、教育业,公共管理和社会组织职工工资与边际生产力比值以及工资增长偏离度略高于其他行业,但彼此之间差距不大,基本做到职工产出贡献与工资回报的相对公平。与 2006 年相比,10 年间我国不同行业之间的分配公平性已被明显打破。究其原因我国的市场化改革只是形成了不同单位之间的市场交易关系,但没有从根本上实现不同单位获得资源使用权的公平化和市场化。因此,原本就拥有垄断资源(如权力、行业经营权等)的行业或单位,一方面可以廉价获得垄断资源,另一方面又可以凭借垄断位置享受市场化交易的好处。

表 3 1997 年不同行业劳动个体实际工资与其边际产出以及工资增长与劳动产出增长贡献的偏离度						
类别	指标	工业、建筑	交通	批发、服务	卫、地、科、教	公共管理
工资与其边际产出比较	$B$	0.249	0.353	0.308	0.531	0.397
	$\quad \quad \quad i$	0.869	1.031	0.896	0.817	0.958
	$B / \quad \quad i$	0.287	0.342	0.344	0.650	0.414
工资增长与劳动产出增长贡献比较	劳动增长率	- 0.036	- 0.007	- 0.005	0.035	0.005
	劳动产出增长贡献	- 0.031	- 0.007	- 0.004	0.029	0.004
	工资总额增长率	0.201	0.485	0.060	0.144	0.106
	增长偏离度 ( - )	0.051	0.092	0.065	0.116	0.102

表 4 2006年不同行业失业率与其收益比较

指标	工业	建筑业	交通、仓储和邮政	信息、计算机和软件	水利、环境和公共设施	公共管理和社会组织	批发、住宿、租赁、服务	科、教、文、卫
$B / ( \frac{HM}{i} \frac{P_i}{P_i} )$ 比值	0.480	1.937	2.274	0.994	12.643	2.953	1.553	3.265
增长偏离度	0.158	0.184	0.153	0.315	0.242	0.309	0.333	0.312
失业率	0.0504	0.0312	0.0434	0.0273	0.0103	0.0046	0.1529	0.0038
工资综合收益指数	9.73	31.39	29.07	35.73	151.05	60.08	15.86	63.74
排序	8	5	6	4	1	3	7	2

## (二) 收益与风险的比较

不同行业的失业率存在明显差异,它反映的是一个职工行业就业的风险。由于 1997 年失业率数据缺失,只比较 2006 年。将 2006 年不同行业失业率与其职工实际人均工资和其边际产出比值以及工资增长和劳动贡献的偏离度进行比较(结果见表 4),可以看到收益与风险并不一致,甚至相反,公共管理和社会组织、科、教、文、卫业的职工收益好、风险小;工业失业率高但收益低,批发、住宿、租赁、服务业虽然收益适中,但面临着很高的失业风险,其他行业介于其间。总体来说,违背了收益与风险对称原则。

如果将行业的  $B / ( \frac{HM}{i} \frac{P_i}{P_i} )$ 、增长偏离度和失业率 3 项指标权重都均设为 1/3 (即认为同等重要),分别以各自 3.265、0.333 和 0.1529 记分为 100,其他数据按比例类推评分,则可以得到不同行业工资综合收益指数和排序(结果见表 4)。从表中可以看到不同行业实际上形成了 3 个层次水平的综合收益指数。水利、环境和公共设施业,公共管理和社会组织、科、教、文、卫业处于第一层次,其综合收益指数明显高于其他行业;工业、批发、住宿、租赁、服务业属于第三层次,其综合收益指数明显低于其他行业;其余行业综合收益指数基本相近,介于中间,属于第二层次。虽然上述数值难以准确估计,但这个排序结果基本上反映了不同行业工资综合收益的差距,反映了不同行业工资分配不公平的程度。事实上,这个排序与现实中人们择业选择顺序也是大体一致的,例如大学毕业生在择业上首选是报考公务员,其次是事业单位,再次是企业;在企业里也是先选择待遇高、工作轻松的国有企业,再选择工作重待遇低的中小企业。

## (三) 不同行业工资差距对基尼系数的贡献

现在计算因为行业工资差异导致的基尼系数贡献。为了计算方便,将总体按省份分组,然后分别计

算 2006 年、1997 年的行业基尼系数贡献。在计算各省份行业收入差异的基尼系数时,使用以下公式,

$G_k = 1 - \sum_{i=1}^n p_i (2Q_i - w_i)$ ,  $G_k$  表示  $k$  省份的基尼系数,其中  $n$  为省份内的行业数,各行业人均工资单调递增排列,  $p_i$  和  $w_i$  分别表示行业  $i$  在全省职工中的

人口和收入比重,  $Q_i = \sum_{j=1}^n w_j$ ,然后用  $G_A = \sum_{k=1}^m k G_k$

计算全国不同行业带来的基尼系数贡献,  $m$  表示统计的省份数、 $k$  表示省份所占收入比重。计算结果表明 2006 年行业工资差距的基尼系数为 0.1169, 1997 年为 0.0925, 2006 年要高于 1997 年。这似乎表明产出与获得的不公平与行业之间收入结果不公平具有某种程度的一致性。目前我国城镇职工收入的基尼系数大约在 0.33 - 0.37 之间,行业工资差距对总体基尼系数贡献达到 1/3。

再进一步考虑行业差距对社会福利的影响。对于平等分配来说,2006 年行业收入差距使得社会福利减少 11.69%,而 1997 年行业差距使得社会福利减少 9.25%。虽然 2006 年社会福利损失比例加大,但由于平均工资的增长,2006 年与 1997 年相比社会福利是增加的。

## 五、总结性评论

通过对我国不同行业职工的产出贡献与回报、风险与收益、基尼系数的测算和分析,可以看到以下结果:第一,我国不同行业之间职工工资分配确实存在不公平现象,并且当前的不公平程度高于 10 年

根据唐莉等(2006)、罗楚亮、李实(2007)的研究结论估计。

根据《统计年鉴》可知 2006 年全国职工的平均工资为 21001 元,1997 年为 6470 元,城镇居民消费价格指数分别为 510.6 和 481.9。只考虑行业差距对基尼系数的影响,则 2006 年社会福利比 1997 年增长了 2.981 倍  $\left[ \frac{21001}{510.6} * (1 - 11.69\%) / \frac{6470}{481.9} * (1 - 9.25\%) \right]$ 。



前。第二,在不同行业之间,工资综合收益已经形成分层。水利、环境和公共设施管理业,公共管理和社会组织,科、教、文、卫业的职工工资综合收益处于高层次状态,而工业、批发、住宿、租赁、服务业的职工工资综合收益处于低层次状态,其他行业介于二者之间。第三,目前我国城镇职工收入的基尼系数大约在 0.33 - 0.37 之间,行业工资差距对总体基尼系数贡献达到 1/3。因此,需要关注我国行业间的工资分配公平性问题。

我国不同行业之间工资收入不公平与我国市场化改革不全面有密切关系,我国市场化改革实际上只解决不同主体之间的交易价格的市场化,而没有从根本上解决不同主体之间资源使用权的市场化。而这两个特点对于原本拥有垄断资源(如权力、行业经营权等)的行业或组织十分有利,一方面可以廉价获得垄断资源,另一方面又可以凭借垄断位置享受市场化交易的好处。因此,消除不同行业工资分配的不公平,从根本上来说,就要实现资源获取的市场化、公平化。

最后,谈谈本文研究的不足。第一,存在部分数据不全问题,需要通过模拟推算来补充或用相关指标数据来替代;第二,行业样本的容量不大(尽管回归系数十分具有显著性);第三,可能存在其他影响产值的因素,劳动力的真实产出弹性还需要进一步准确估计;第四,没有考察在产出与工资回报平衡情况下的行业差距对基尼系数的贡献。这些都影响准确评估行业间的工资公平性和进一步深入分析。尽管如此,本文还是能大体刻画出不同行业间职工工资分配的公平度。

#### 参考文献

- [1] 钟春平. 创造性破坏与收入差距的振荡扩大: 基于中国行业工资的经验分析[J]. 上海经济研究, 2004(2): 3 - 10.
- [2] 信卫平. 当前我国行业收入差距的现状与特征[J]. 工会理论与实践, 2004(3): 12 - 14.
- [3] 金玉国. 工资行业差异的制度诊释[J]. 统计研究, 2005(4):

10 - 15.

- [4] Blackburn and Neumark. Unobserved Ability, Efficiency Wages, and Interindustry wage Differentials[J]. Quarterly Journal of Economics, 1992(107): 1421 - 1436.
- [5] Mincer and Higuchi. Wage Structures and labor Turnover in the U. S. and Japan[J]. Journal of the Japanese and International Economy, 1988(2): 97 - 133.
- [6] 朱世宏. 目前我国行业间职工工资收入差距分析[J]. 宏观经济研究, 1998(5): 10 - 12.
- [7] John Knight and Li Shi. Wages, Firm Profitability and Labor Market Segmentation in Urban China[J]. China Economic Review, 2005(16): 205 - 228.
- [8] 罗楚亮, 李实. 人力资本、行业特征与收入差距[J]. 管理世界, 2007(10): 19 - 31.
- [9] 刘笑平, 雷定安. 我国行业之间工资、福利差距过大的现状、原因和解决对策[J]. 开发研究, 1998(3): 10 - 11.
- [10] 王美艳. 城市劳动力市场上的就业机会与工资差异[J]. 中国社会科学, 2005(10): 36 - 47.
- [11] 荀关玉. 我国行业合理收入差距的价值判断[J]. 曲靖师范学院学报, 2005(1): 14 - 19.
- [12] 姚芳, 姚萍, 孙林岩. 我国行业间工资合理比例关系研究[J]. 山西财经大学学报, 2004(3): 48 - 50.
- [13] 杨春学. 和谐社会的政治经济学基础[J]. 经济研究, 2009(1): 30 - 41.
- [14] 程永宏. 基尼系数组群分解新方法研究[J]. 经济研究, 2008(8): 124 - 135.
- [15] Blackorby and Donaldson. Measures of Relative Equality and Their Meaning in Terms of Social Welfare[J]. Journal of Economic Theory, 1978(1): 59 - 80.
- [16] Robert Gibbons, Lawrence F Katz, and Thomas Lemieux et al. Comparative Advantage, Learning, and Sectoral Wage Determination[J]. Journal of Labor Economics, 2005(4): 681 - 723.

#### 作者简介

柏培文,男,1967年生,安徽人,2006年毕业于上海交通大学管理学院,获管理学博士学位,现为厦门大学经济学院副教授。研究方向:人力资本与收入分配。

(责任编辑:周 晶)